

반복매매모형을 이용한 아파트 실거래지수 운영특성 분석

Operational Characteristics of Repeat Sales Price Indices
Using Transaction Sales and Chonseil Prices of Apartments

이 창 무 (Lee, Chang-Moo)*

김 용 경 (Kim, Yongkyung)**

배 익 민 (Bae, Ik-Min)***

< Abstract >

Most of the price indices for apartments in Korea have been based on the stock price index model using offering prices for a set of survey units. However, seller's reporting of the real transaction price was mandated by law in 2006. In order to use the real transaction data newly obtainable, a new type of price indices are required. The basic choices would be between a hedonic price index and a repeat sales index.

It is commonly recognized that the hedonic price index requires an extensive data set of housing and locational characteristics, while it can generate a quality controlled index. On the other hand, the repeat sales index is inefficient in using data, since it use repeatedly transacted sales data only, while it is the best in quality control. The standardized characteristics of apartments in Korea allow us to define a set of similar units as a same house. This feature of apartments allow us to overcome the inefficiency problem contained in the repeat sales index.

We developed an repeat sales index using real transaction data based on some relaxed definitions of a same house. The developed repeat sales index shows earlier and more sensitive movements of prices than the conventional index.

주 제 어 : 주택 가격지수, 반복매매모형, 실거래가, 표준오차, 그랜저인과관계

Keyword : Housing Price Index, Repeat Sales Model, Real Sale Price, Std Error,
Granger Causality

* 한양대학교 도시공학과 교수, changmoo@hanyang.ac.kr

** 한양대학교 도시공학과 포스트닥, onair70@paran.com

*** 한양대학교 도시공학과 석사과정, boyslim@naver.com

I. 서론

실거래가신고제도가 정착이 되면서 기존의 시세정보에 기초한 아파트가격지수와는 다른 실거래가를 이용한 차별화된 지수산정방식의 개발 필요성이 부각되고 있다. 실거래가의 경우 시세와 같이 조사단위에 대한 가격정보가 매기 관측될 수 없다. 따라서 조사단위에 대한 매기 완벽한 가격자료의 구축이 요구되는 기존의 종합주가지수 방식은 시점별로 일부분만의 가격이 관측되는 실거래가의 경우 선택하기 힘든 대안이 된다. 또한 종합주가지수방식은 스톡보정에 있어 불연속성의 문제가 있고, 고가주택의 가격변화에 상대적으로 더 큰 영향을 받는 지수가 산정되는 문제점이 있다(이창무·김병욱·이현 2002).

이러한 한계점을 극복할 수 있는 지수산정방식으로 헤도닉지수모형과 반복매매지수모형을 들 수 있다. 이 중 헤도닉지수모형은 방대한 주택특성자료가 필요하다는 이유에서 국내에서 그동안 쉽게 적용되지 못하고 있었다. 반면에 반복매매지수모형은 그 추정 상의 간결함으로 인해 아파트 시세가와 보증부월세를 지수화하기 위해 활용된 사례가 있다(이창무·김병욱·이현 2002, 이창무·김동근·안건혁 2003).

이러한 반복매매지수모형은 Bailey, Muth, and Nourse(1963)에 의해 개발되어 Case and Shiller(1989)에 의해 수정된 형태로 광범위하게 적용되기 시작하였다. 반복매매지수모형은 헤도닉지수모형이 필요로 하는 방대한 주택특성자료에 대한 요구조건이 없다는 장점이 있으나, 지수산정기간 내에 두 번 이상 거래된 주택의 자료만을 사용하게 되므로 표본선택의 편이나 자료이용의 비효율성이란 문제가 내재되어 있다(Clapp and Giaccotto,

1992). 결국 반복매매지수모형의 가장 큰 단점은 반복매매거래쌍의 관측빈도가 낮을 수밖에 없다는 점에서 기인한다.

그러나 국내의 아파트시장의 경우 이러한 반복매매지수모형이 지니고 있는 취약점을 극복할 수 있는 특성을 지니고 있다. 즉 아파트의 표준화된 특성을 인정하면 반복매매지수의 약점인 낮은 관측빈도의 문제가 많은 부분 극복될 수 있다. 예를 들어 동일주택을 동일세대로 설정하는 것이 아니라 주택의 가격수준이 유사한 동일아파트 단지의 동일평형으로 가정하면 관측되는 반복거래쌍의 빈도를 상당히 높일 수 있다. 좀 더 세분화하여 동일단지, 동일동, 동일층, 동일라인 등 좀 더 엄밀한 의미의 동일주택의 가정도 가능하다. 이러한 동일주택 가정의 수준에 대한 선택 시 고려해야 할 사항은 세분화에 따라 반복거래쌍의 관측빈도를 줄임으로 인해 발생하는 비효율성이 불완전한 동일주택의 가정에서 발생하는 오차의 수준을 초과할 수도 있다는 점이다.

이러한 동일주택 가정의 수준에 대한 효과분석은 차후 건설교통부의 실거래가 자료가 공개된 이후로 미루기로 하며, 본 논문에서는 반복매매지수의 특성을 개념적인 모형의 전개를 통해 그동안 간과되어 온 주택의 질적인 통제의 관점에서 살펴보고자 한다. 또한 2004년 2월 이후 축적되어 온 부동산114(주) 실거래가 자료를 이용하여, 시세조사단위인 동일단지, 동일평형을 동일주택으로 가정한 반복매매지수를 산출하여 하부시장의 구분에 따른 반복매매지수의 통계적인 적합성을 검증한다. 이어서 작성된 실거래가 반복매매지수를 시장에서 보고되고 있는 기타 가격지수와 비교하여 그 실질적인 특성을 살펴보고자 한다. 이러한 분석은 향후 건설교통부 실거래가 자

료를 이용한 가격지수의 개발 시 활용될 수 있는 기초적인 연구로서 기능하게 될 것이다.

II. 반복매매지수와 헤도닉지수간의 관계

가격지수의 목적은 다양한 특성을 지닌 주택이라는 집합체의 가격이 어떻게 변동하는지를 대표적인 수치를 산출하여 표현하는 것이라고 볼 수 있다. 국내에서 상용되고 있는 종합주가지수방식의 경우 지수산정에 있어서의 용이성이 있으나 가격지수에 암묵적으로 요구되는 주택의 질적인 통제가 이루어질 수 없다는 단점이 있다. 주택의 질적인 통제가 가능한 지수의 산정방식으로는 주택가격의 결정구조를 모형화하는 헤도닉함수에 기초한 헤도닉지수모형과 직접적으로 주택가격의 변동률을 추정하는 반복매매지수모형의 대별되는 두 가지가 있다.

좀 더 세밀한 특성의 논의를 위해 실거래가 자료를 이용하기 부적합한 종합주가지수방식은 제외하고 헤도닉지수모형과 반복매매지수모형의 두 가지에 한정하여 개념적인 모형의 전개를 통해 그 특성을 살펴보고자 한다. 기존 논의에 있어 두 가지 접근방법은 유사한 성격을 지니며, 반복매매지수 모형은 헤도닉지수 모형의 단순화된 형태로 이해되어 왔다. 그러나 가격수준의 결정구조에 기초한 헤도닉모형과 가격변동률을 설명하는 반복매매모형은 실질적으로 그 모형자체가 추구하는 가격변동에 대한 설명의 영역이 상이하다.

이는 기본적으로 가격지수의 산출을 위해 주택의 질적인 통제가 과연 어떤 수준에서 이루어져

야 하는가라는 의문과 연결되어 있다. 특히 이 문제는 도시가 정체된 것이 아니라 급격히 성장하는 경우에 더욱 극명하게 대두된다.

1. 도시의 성장에서의 주택가격의 변동과 가격지수의 필요조건

한 도시에서 한 시점, 한 주택의 가격수준을 결정짓는 요인은 크게, 주택자체의 구조적 특성, 주택의 도시 내 입지적 특성, 그리고 해당 시점의 거시경제적 특성이란 세 가지 요인으로 대별할 수 있다. 이러한 개념적인 가격결정요인을 포함하는 헤도닉함수를 일반적으로 사용되는 준로그모형의 형태로 표현하면 식 (1)과 같다.

$$\ln P_{i,t} = \alpha_t + \beta_t S_{i,t} + \gamma_t L_{i,t} + \epsilon. \quad (1)$$

여기서 $P_{i,t}$ 는 t 시점의 i 주택의 가격이고, α_t 는 t 시점 입지에 상관없이 도시전체적으로 부과되는 거시경제요인의 영향을 담은 상수항, $S_{i,t}$ 와 $L_{i,t}$ 는 각각 주택구조특성 변수벡터와 입지특성 변수벡터이다. 여기서 주택구조특성변수는 주택의 평수, 층수 등의 세대별 구조적 특성과 아파트 단지의 규모나 지하주차장의 여부 등 주어진 필지 위에 주택소유자(혹은 주택건설자)의 선택에 의해 결정되는 변수를 포함한다. 그리고 입지특성변수는 산 조망, 하천조망 및 접근성, 지하철역 접근성, 고용중심지 접근성, 근린공원 접근성 등 자연조건이나 도시시설과의 입지적 관계를 나타내는 변수를 포함한다.

주택구조특성과 입지특성은 도시성장과정에서 시간에 따라 그 특성값 자체가 변화할 수 있다. 주택의 경우는 리모델링과 같이 주택소유자의 노

력에 의해 변화가 발생할 수 있으며, 소유자의 적절한 노력이 없다면 자연적인 노후화에 의해서도 변화가 발생할 수 있다. 또한 입지특성의 경우는 지하철과 도시고속도로의 건설이나, 근린공원의 조성과 같은 공공의 노력에 의해 변화가 발생할 수 있다. 본질적으로는 모든 특성이 시간에 따라 변한다고 볼 수 있다. 그러나 분석을 위한 관측기간 동안 변화가 발생한 특성을 시간에 따라 변화하는 변수(시변변수)라고 편의상 분류할 수 있다.

주택구조특성의 경우 실내디자인은 상대적으로 손쉽게 변화가 발생할 수 있으나, 건물의 구조적 특성, 아파트의 경우 층수와 같은 특성은 쉽게 변화하기 힘들다. 입지특성의 경우도 자연적인 특성인 하천 접근성은 쉽게 변화하기 힘든 반면 지하철 및 간선도로와 같은 공공도시시설에 대한 접근성은 도시의 성장과정에서 계속적으로 향상되고 있는 특성들이다. 다만 관측기간이 짧다면 이런 공공시설에 대한 접근성의 향상이 관측되지 않을 수도 있으며, 그런 특성의 경우는 시간에 따라 변화하지 않는 변수(시 불변변수)로 분류할 수 있다.

이런 기준으로 주택구조특성과 입지특성들을 시변변수와 시불변변수로 나누어 식 (1)을 확장하면 식 (2)가 된다.

$$\ln P_{i,t} = \alpha_t + \beta_t^v S_{i,t}^v + \beta_t^f S_i^f + \gamma_t^v L_{i,t}^v + \gamma_t^f L_i^f + \epsilon. \quad (2)$$

여기서 $S_{i,t}^v$ 는 시변 주택구조특성변수, S_i^f 는 시 불변 주택구조특성변수, $L_{i,t}^v$ 는 시변 입지특성변수, L_i^f 는 시불변 입지특성변수를 나타낸다. 또한 β_t^v , β_t^f , γ_t^v , γ_t^f 는 각 변수의 한계영향력을 나타내는 계수들이다. 논의를 단순화하기 위해 두 시점 (1, 2)만을 가정하면 각 시점 별 헤도닉함수는 아

래 식 (3)과 같이 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln P_{i,1} &= \alpha_1 + \beta_1^v S_{i,1}^v + \beta_1^f S_i^f + \gamma_1^v L_{i,1}^v + \gamma_1^f L_i^f + \epsilon_1, \\ \ln P_{i,2} &= \alpha_2 + \beta_2^v S_{i,2}^v + \beta_2^f S_i^f + \gamma_2^v L_{i,2}^v + \gamma_2^f L_i^f + \epsilon_2. \end{aligned} \quad (3)$$

이러한 두 시점의 가격결정모형을 이용하여 가격변동률을 계산하면 다음의 식 (4)과 같아진다.

$$\begin{aligned} \ln \frac{P_{i,2}}{P_{i,1}} &= \alpha_2 - \alpha_1 + \beta_2^v S_{i,2}^v - \beta_1^v S_{i,1}^v + \\ &(\beta_2^f - \beta_1^f) S_i^f + \gamma_2^v L_{i,2}^v - \gamma_1^v L_{i,1}^v + (\gamma_2^f - \gamma_1^f) L_i^f + \epsilon. \end{aligned} \quad (4)$$

앞에서 언급했던 것처럼, 주택의 리모델링이나 지하철의 신규건설은 해당 주택의 구조특성변수 값 및 입지특성변수값의 변화를 초래한다. 이런 변화를 두 시점 간의 변동분($\Delta S_{i,t}^v$, $\Delta L_{i,t}^v$)을 도입하여 두 시점의 시변변수 특성값 간의 관계를 표현하면 다음 식 (5)와 같다.

$$\begin{aligned} S_{i,2}^v &= S_{i,1}^v + \Delta S_{i,t}^v, \\ L_{i,2}^v &= L_{i,1}^v + \Delta L_{i,t}^v. \end{aligned} \quad (5)$$

시간의 경과에는 특성 자체의 변화 뿐 아니라 입지나 주택구조특성의 한계가치도 변화시킨다. 예를 들어 1980년대에는 한강의 조망이나 산 조망에 대한 가치는 크지 않았다. 그러나 2000년대에 들어서면 그러한 조망의 가치가 급격히 상승하고 있다. 또한, 석유값이 폭등하면 상대적으로 대중교통시설에 대한 접근성의 한계가치가 상승하게 된다. (Lee and Linneman 1998). 결국 앞의 모형에서 각 시점별로 헤도닉 함수를 추정하는 것은 그러한 한계영향력을 나타내는 계수값에 변화가 발생할 수 있다는 것을 인정하는 것으로 이

러한 관계는 각 계수값의 변동분($\Delta\alpha$, $\Delta\beta^v$, $\Delta\beta^f$, $\Delta\gamma^v$, $\Delta\gamma^f$)을 도입하여 다음 식 (6)과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \alpha_2 &= \alpha_1 + \Delta\alpha, \\ \beta_2^v &= \beta_1^v + \Delta\beta^v, \\ \beta_2^f &= \beta_1^f + \Delta\beta^f, \\ \gamma_2^v &= \gamma_1^v + \Delta\gamma^v. \end{aligned} \quad (6)$$

식 (5)과 식 (6)을 식 (4)에 대입하면 주택가격의 변동률의 세분화된 구성요소를 보여주는 식 (7)이 도출된다.

$$\begin{aligned} \ln \frac{P_{i,2}}{P_{i,1}} &= \Delta\alpha + \beta_1^v \Delta S_i^v + \Delta\beta^v S_{i,1}^v + \Delta\beta^f S_i^f \\ &\quad + \gamma_1^v \Delta L_i^v + \Delta\gamma^v L_{i,1}^v + \Delta\gamma^f L_i^f + \epsilon. \end{aligned} \quad (7)$$

위 식을 해석하면 동일 주택의 가격변동은 거시적인 경제요인의 변화에 따른 가격변동분($\Delta\alpha$), 시변분특성의 한계가치의 변화에 따른 가격변동분($\Delta\beta^v S_i^v$, $\Delta\gamma^v L_i^v$)로 분해된다. 또한 시변분특성의 경우에는 조금 더 복잡하게, 첫 시점의 시변분특성을 기준으로 변화된 한계가치에 따른 가격변동분($\Delta\beta^v S_i^v$, $\Delta\gamma^v L_i^v$)과 특성변화에 따른 가격변동분($\Delta\beta^v \Delta S_i^v$, $\Delta\gamma^v \Delta L_i^v$)로 분해된다.¹⁾

여기서 중요한 질문은 가격지수의 요구조건에 있어 질적인 통제(quality control)의 범위를 어떻게 설정해야 하는 것이다. 한 가지 분명한 것은 그 것이 주택의 구조적 특성이던, 입지적 특성이던, 각 특성의 한계가치의 변화에 따른 주택가격의 변동분($\Delta\beta^v S_i^v$, $\Delta\gamma^v L_i^v$, $\Delta\beta^v \Delta S_i^v$, $\Delta\gamma^v \Delta L_i^v$)은 가

격지수에 담겨져야 한다. 반면에 주택의 구조적 특성의 변화에 따른 변동분($\beta_1^v \Delta S_i^v$)은 분명히 제거되어야 한다. 그러나 입지적 특성의 변화에 따른 주택가격의 상승분($\gamma_1^v \Delta L_i^v$)은 판단이 쉽지 않다.

반복하면 도시의 성장은 필연적으로 도시구조적인 변화를 동반한다. 간선도로가 신설되고, 터널이 뚫리고, 다리가 놓이고, 새로운 고용중심이 발전하게 된다. 이러한 모든 요인을 통제한다면 장기적인 가격의 지수화는 극단적인 경우로 소도시 일 때의 입지특성에 기초한 주택가격의 변동을 표현하게 된다. 과연 입지특성의 통제가 가격지수에 요구되는 조건일까? 도시의 성장과정 속에서 주택가격의 상승이란 이러한 도시시설의 도입과 확대를 통해 발생시키는 편익이 자본화되어 이루어진다. 이러한 간선시설이 없었다라면 형성되었을 주택가격의 변화만을 지수화한다는 것은 무의미한 선택일 수 있다.

다음 섹션에서는 이와 같은 주택가격의 상승에 대한 구성요소들이 각 가격지수모형별로 어떻게 담겨지는지를 살펴보도록 하자.

2. 헤도닉지수

헤도닉지수모형은 Lancaster(1966)와 Rosen(1974)에 의하여 이론적 토대가 마련된 이후 1980년대에 많은 연구들이 이루어졌다. 헤도닉 가격지수 모형은 크게 두 가지로 나뉜다. 하나는 매기 관측되는 거래가격과 주택특성자료를 이용하여 기별로 독립적인 헤도닉함수를 추정하여 설정된 표준 주택의 추정가격을 산정한 후 이를 지수화하는 시변계수모형(Knight, Dombrow, and Simans, 1995)

1) 전개식에서 $\Delta\beta^v \Delta S_i^v$ 과 $\Delta\gamma^v \Delta L_i^v$ 은 상대적으로 작은 양으로 무시한다.

이다. 두 번째는 매기 관측되는 자료를 병합하여 주택의 질에 대한 통제변수와 함께 시간더미를 도입한 후 도입된 시간더미 추정계수를 이용하여 지수화하는 시간더미모형(Case, Pollaskowski, and Wachter, 1991)이다. 모형의 특성 상 시변계수모형의 경우는 모형에 도입된 변수에 의해 설명되는 부분만으로 표준주택의 가격을 산정하고 그 표준주택의 가격변동율을 지수화하게 된다. 반면에 시간더미모형의 경우는 모형에 도입된 통제변수를 통해 설명되지 않는 시점 별 가격수준을 시간더미변수의 계수에 포함시켜 지수를 산정하게 된다. 이렇듯 시변계수모형과 시간더미모형은 지수화를 위해 서로 반대되는 접근방향을 택하고 있다. 이러한 접근방향에 차이에 따른 지수모형의 특성도 분석해 보아야 할 주제이나, 본고에서는 반복매매지수의 특성을 살펴보는 것이 목적으로서 해도닉지수모형 중 대표적으로 시변계수모형만을 선택하여 그 특성을 살펴보고자 하자.

두 시점을 가정하면 시변계수모형은 앞의 식 (3)과 같은 두 시점의 해도닉함수를 개별적으로 추정하게 된다. 추정된 식을 통해 각 기의 표준주택 s 의 가격이 추정된다. 그러나 각 기에 동일한 특성을 지닌 표준주택을 설정했으므로 시변변수의 변동된 특성의 영향은 주택가격에 포함시킬 수가 없다. 이는 주택구조특성의 경우는 질적인 통제의 역할을 하게 됨으로 문제가 되지 않는다. 그러나 입지특성의 경우 예를 들어 두 기간 사이에 신규 지하철노선이 도입되거나, 대규모 근린공원이 조성되었다면, 그런 입지특성의 변화는 시장 내 적지 않은 주택들의 가격을 상승시킬 것이다. 단순한 예로 첫 시점의 주택구조특성 및 입지특성의 평균값을 표준주택 특성으로 설정했다

면 입지특성의 변화는 표준주택 특성에 담겨질 수 없다. 따라서 지하철노선 신설과 근린공원의 조성으로 인한 해당 시장 내 주택가격의 전반적인(평균적인) 상승분은 제외되는 결과가 초래된다.

앞의 예와 같이 표준주택의 특성을 1기의 평균적인 특성으로 설정했다면 각 기 표준주택의 가격은 해도닉함수의 추정계수를 이용하여 다음과 같은 식 (8)로 산출된다.

$$\begin{aligned} \ln \widehat{P}_{s,1} &= \widehat{\alpha}_1 + \widehat{\beta}_1^v S_{s,1}^v + \widehat{\beta}_1^f S_s^f + \widehat{\gamma}_1^v L_{s,1}^v + \widehat{\gamma}_1^f L_s^f, \\ \ln \widehat{P}_{s,2} &= \widehat{\alpha}_2 + \widehat{\beta}_2^v S_{s,1}^v + \widehat{\beta}_2^f S_s^f + \widehat{\gamma}_2^v L_{s,1}^v + \widehat{\gamma}_2^f L_s^f. \end{aligned} \quad (8)$$

시점 간 추정계수의 변동분을 이용하여 가격변동율을 계산하면 다음 식 (9)가 도출된다.

$$\begin{aligned} \ln \frac{\widehat{P}_{s,2}}{\widehat{P}_{s,1}} &= \Delta \widehat{\alpha} + \Delta \widehat{\beta}^v S_{s,1}^v + \Delta \widehat{\beta}^f S_s^f \\ &\quad + \Delta \widehat{\gamma}^v L_{s,1}^v + \Delta \widehat{\gamma}^f L_s^f. \end{aligned} \quad (9)$$

식 (9)를 앞의 식 (7)과 비교하면 계산된 변동율은 주택구조특성의 변화에 의한 가격변동분과 입지특성의 변화에 따른 가격변동분이 제외된 부분적인 가격변동률만이 포함된다.

반복하면 주택구조특성의 변화에 따른 가격변동분은 가격지수 산출 시 제외되는 것이 합당하나, 입지특성의 변화에 따른 영향은 통제되는 것이 합리적인지에 대해서는 적지 않은 의문점이 있다. 즉 시변계수모형은 주택의 질을 통제하기 위해 주택가격 변동의 주요한 요인인 도시구조 변화에 따른 가격변동분이 누락된 가격지수를 산출하게 된다.¹⁾ 이런 특성은 누락된 변수의 영향이 크게 반영된다는 지수를 산출하게 된다는 기

1) 일반적인 시변계수모형에 입각한 해도닉지수는 t 시점의 표준주택가격 $\widehat{P}_{s,t}$ 을 산출한 후 이를 기준연도

존의 논의와 연결될 수 있을 것이다. 좀 더 본질적으로는 가격지수는 가격의 변동을 표현하기 위한 것임에도 불구하고 시변계수 헤도닉지수모형의 경우 가격변동률을 추정하는 것이 아니라 가격수준을 추정하는 헤도닉함수에 기초하기 때문이라고 볼 수 있다.

3. 반복매매지수

이와는 달리 반복매매지수모형은 시장에서 거래되는 사례 중 반복적인 거래상의 가격상승률에 기초하여 지수를 산정하는 방법이다. 모형자체가 헤도닉함수의 적용을 요구하고 있지는 않으나 헤도닉 함수에 기초하여 반복매매지수모형의 특성을 살펴봄으로써 그 특성의 차이를 명확히 할 수 있다. 반복거래쌍으로 구성되는 두 개의 거래사례를 처음 거래시점 1과 다음 거래시점 2로 나누어 각각의 헤도닉가격 함수를 설정하면 위의 식 (3)과 같다. 가장 포괄적인 반복매매지수모형은 위의 식 (4)과 동일하다. 반복매매지수모형은 주택가격 자체가 아니라 주택가격변동률이 추정을 위한 실질적인 종속변수로 이용됨으로 편의상 $P_{i,2}/P_{i,1}$ 을 $r_{i,1,2}$ 로 대체하여 식 (4)을 변환하면 다음 식 (10)과 같다.

$$r_{i,1,2} = \alpha_2 - \alpha_1 + \beta_2^v S_{i,2}^v - \beta_1^v S_{i,1}^v + (\beta_2^f - \beta_1^f) S_i^f + \gamma_2^v L_{i,2}^v - \gamma_1^v L_{i,1}^v + (\gamma_2^f - \gamma_1^f) L_i^f + \epsilon. \quad (10)$$

이 식을 전형적인 반복매매지수모형으로 변환하기 위해서는 많은 가정이 필요하다. 요구되는 조건은 각 시점 특성변수의 계수가 시불변 ($\beta_1^v = \beta_2^v, \beta_1^f = \beta_2^f, \gamma_1^v = \gamma_2^v, \gamma_1^f = \gamma_2^f$)이고, 특성변수 자체도 모두 시불변 ($S_{i,1}^v = S_{i,2}^v, L_{i,1}^v = L_{i,2}^v$)일 경우 식 (4)는 다음과 같이 단순화된다.

$$\ln r_{i,1,2} = \alpha_2 - \alpha_1. \quad (11)$$

그러나 반복매매지수모형 자체가 이러한 단순화된 가정을 요구하지는 않는다. 아무런 자료에 대한 통제가 없는 반복매매지수모형의 적용은 식 (10)에 담겨져 있는 거시경제요인, 주택특성요인, 입지특성요인의 변화와 각각의 한계가치의 변화에 따른 영향이 모두 상수항의 변화에 포함되어진다.

이러한 포괄적인 특성이 장점일 수도 있고, 단점일 수도 있다. 앞의 헤도닉지수모형의 단점이었던 입지특성의 변화에 따른 영향이 가격변동에 포함된다는 점은 긍정적인 측면이 있으나 주택의 구조적인 특성 변화에 따른 영향도 담겨질 수 있다는 점은 분명한 한계이다. 그러나 두 거래시점 간 주택의 구조적인 특성 변화가 발생한 반복매매쌍은 제외함으로써 주택구조특성의 불변성 요건을 충족시킬 수 있다.²⁾ 결국 이러한 방법론의 적용을 통해 주택구조특성변수의 시변성이 통제된다면, 가격변동률은 다음 식 (12)로 단순화된다.

표준주택가격 $\widehat{P}_{s,0}$ 과의 비를 계산하여 t 시점의 가격지수 I_t 를 아래 식과 같이 산정한다.

$$I_t = \frac{\widehat{P}_{s,t}}{\widehat{P}_{s,0}} \times 100$$

- 2) 건축연령변화가 되는 반복거래시점간의 길이에 따른 이분산성의 문제를 해결하기 위한 방법으로 가중회기모형을 사용한다(Case & Schiller 1989).

$$\ln r_{i,1,2} = \Delta\alpha + \Delta\beta^v S_{i,1}^v + \Delta\beta^f S_i^f + \gamma_1^v \Delta L_i^v + \Delta\gamma^v L_{i,1}^v + \Delta\gamma^f L_i^f \quad (12)$$

결국 시간더미를 유일한 설명변수로 도입하는 전통적인 반복매매모형에서 도입된 시간더미에 대한 추정계수는 주택특성의 한계가치 변화에 따른 가격변동분, 입지특성의 한계가치 변화에 따른 가격변동분, 입지특성의 변화에 따른 가격변동분, 거시경제요인의 변화에 따른 가격변동을 포괄하는 추정치로 산출된다. 본 모형식의 전개는 두 시점만을 가정했으므로 가격변동률에 대한 추정치는 시점 2에 대한 더미변수의 추정계수인 $\hat{\delta}_2$ 를 이용하여 다음 식 (13)과 같이 계산된다.

$$\ln \widehat{r}_{s,1,2} = \hat{\delta}_2 \quad (13)$$

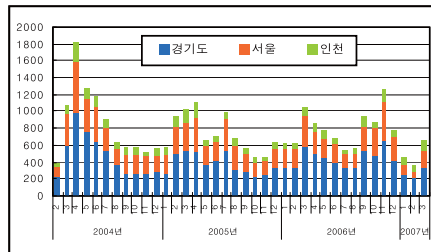
정리하면 반복매매지수모형은 주택의 구조적 특성에 대한 통제가 가능한 경우 이를 제외한 주택가격의 변동요인으로 작용하는 모든 요인을 포괄하는 지수를 산정하며, 이에는 입지특성의 변화에 따른 가격변동분이 포함된다. 반면 시변계수 헤도닉지수모형은 입지특성의 변화에 따른 가격변동분이 누락된 지수를 산출하게 된다. 헤도닉가격함수에 중요한 변수가 누락된다면, 그 가격변동률에 대한 과소평가의 정도는 더욱 심해질 것이다. 이러한 점에서 성장하는 도시의 장기적인 가격지수를 산정하기 위해서는 주택의 구조적 특성에 대한 통제가 적절히 이루어지는 경우 반복매매지수모형의 적합하다고 할 수 있다.

III. 자료

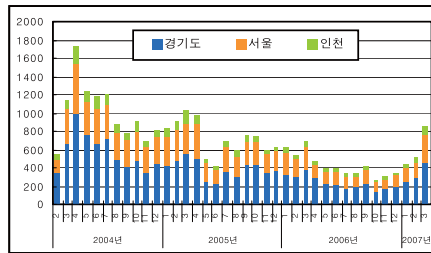
부동산114(주)에서는 2004년 2월부터 회원인

부동산중개업소를 대상으로 조사단위가 되는 단지 및 평형대별로 각 부동산중개업소가 증정한 거래사례를 보고받고 있다. 실거래가 조사의 대상은 매매와 전세를 포함하고 있다. 지역적인 범위는 서울, 경기, 인천을 포함하는 수도권으로 한정되어 있으며, 분석에 이용된 자료는 현재시점인 2007년 3월까지의 38개월간의 자료이다.

〈그림 1〉 수도권 각 지역별 매매거래 관측빈도 수



〈그림 2〉 수도권 각 지역별 전세거래 관측빈도 수



매매가의 경우 관측된 보고사례의 빈도수를 보면 매월 적지 않은 편차를 보인다. 2004년 4월의 경우가 가장 많은 1,816건이 보고되었으며, 2007년 2월의 경우는 370건에 불과하다. 평균적으로는 600건 정도가 보고되고 있다고 볼 수 있다. 전세의 경우는 평균적으로는 매매가와 엇비슷한 수준이나 2006년 하반기 400건 이하로 보고건수가 급격히 줄어든 양상을 보인다.

<표 1> 지역별, 권역별, 평형대별 실거래 매매가 및 전세가 기초통계 (평당 가격)

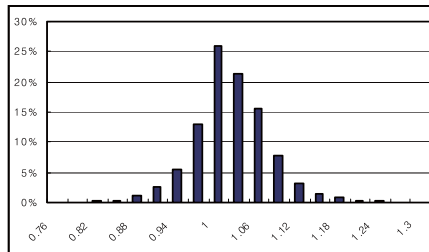
구분	실거래가평당가 (만원)				표본수	실거래가평당가 (만원)				표본수	
	평균값	최소값	최대값	표준편차		평균값	최소값	최대값	표준편차		
지역별	수도권	845	47	7,000	537	29,348	391	52	2,412	168	26,731
	서울전체	1,179	367	7,000	683	10,007	518	52	2,412	184	9,266
	경기도	705	156	5,544	348	15,902	332	71	1,042	115	14,829
	인천	502	47	1,639	152	3,439	281	93	545	68	2,636
서울 권역별	강남4개구	1,951	571	7,000	786	2,236	661	250	2,412	234	2,246
	강남그외	1,080	407	4,182	539	3,134	493	52	1,815	145	2,951
	한강이북	874	367	4,000	355	4,637	456	200	1,267	127	4,069
서울 평형 대별	25평이하	1,060	367	7,000	716	3,847	470	52	2,412	135	3,694
	26~40평	1,171	414	4,474	585	4,534	526	216	1,815	172	4,142
	49평이상	1,486	407	5,200	760	1,626	617	250	2,308	268	1,430

조사된 자료의 기본적인 특성을 살펴보기 위해 지역별로, 서울시에서는 권역별 및 평형대별로 평균매매가격 및 평균전세가를 살펴보면 <표 1>와 같다. 전반적으로는 수도권에서는 서울이, 서울권역별로는 강남4개구가, 서울 평형대별로는 대형평형의 평당가가 높은 양상을 보여준다. 수도권 전체에는 평균값의 2/3 정도에 해당되는 표준편차를 보이고 있어 상당히 큰 가격의 편차가 존재함을 말해준다. 시장을 세분화하면 표준편차는 상대적으로 줄어든 양상을 보이거나 여전히 상당한 가격수준의 편차를 유지하고 있다. 전세의 경우는 매매가에 비해 표준편차의 수준이 평균값의 1/2에 미달하여 상대적으로 전세가의 편차가 적은 것을 알 수 있다.

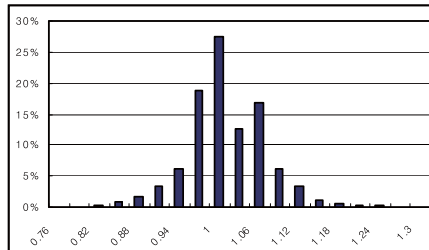
조사된 실거래가의 신뢰도와 시세와의 관계를 살펴보기 위해 평균시세(상한가와 하한가의 평균) 대비 실거래가의 비율을 계산하였다. <그림 3>에서 보이는 것과 같이 경우에 따라서는 시세와 상당히 차이가 나는 자료도 있으나 90%이상이 시세의 90%~110% 범위 안에 들어온다. 이는 <그림 4>에 제시된 전세의 경우에도 마찬가지이다. 참

고로 <그림 5>에서 인용된 건설교통부 실거래가의 부동산114(주) 시세 대비 비율의 분포와 부동산114(주) 실거래가자료의 부동산114(주) 시세대비 분포와 비교하면 정규분포에 가까운 유사한 분포패턴을 보여준다. 따라서 부동산114에서 취

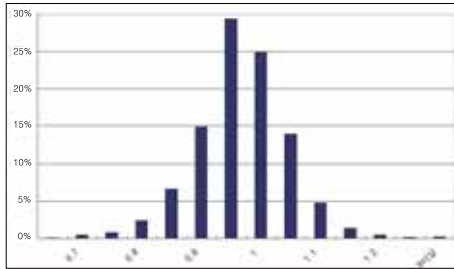
<그림 3> 수도권 시세 대비 실거래가 비율 분포 (매매)



<그림 4> 수도권 시세 대비 실거래가 비율 분포 (전세)



<그림 5> 부동산114(주) 시세 대비 건설교통부 실거래가 비율 분포 (2007.1)

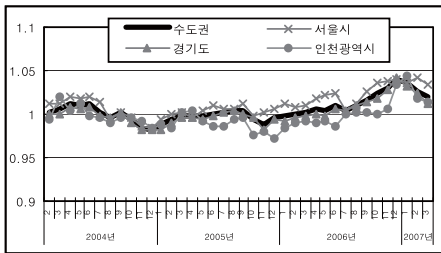


자료: 건설교통부(2006)

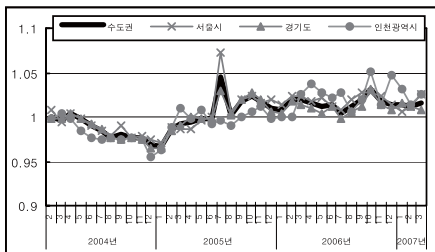
합된 실거래가자료에 큰 통계적 문제는 없는 것으로 판단할 수 있다.

이런 편차를 보이는 시세와 실거래가간의 시계열변동을 보기 위해 평균 시세대비 실거래가의 비율을 월별도 그래프를 그려보면 <그림 6>, <그

<그림 6> 지역별 시세대비 실거래 매매가비율 (평균값)



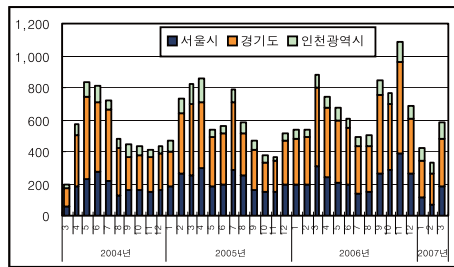
<그림 7> 지역별 시세대비 실거래 전세가비율 (평균값)



림 7>과 같다. 매매가와 전세가 모두 시기에 따라서 실거래가가 시세보다 높게 형성되는 시점도 있고, 반대로 그보다 낮아지는 시점도 있으나 장기적으로는 시세에 근접한 변화패턴을 보여준다.

반복매매지수를 산출하기 위한 동일주택 가정으로 동일 아파트단지의 동일평형을 선택하였다. 이러한 설정을 통해 각 월별로 분석에 도입된 반복거래쌍의 수를 살펴보면 <그림 8>과 같다.

<그림 8> 지역별 거래쌍 수 (두 번째 거래시점 기준)



분석에 이용된 시점은 두 번째 거래시점을 이용하였다. 반복거래쌍의 수는 월별로 큰 편차를 보이고 있으며, 수도권 전체에서 가장 많은 월은 2006년 11월로 1,084쌍, 가장 적은 월은 조사가 시작된 다음 월인 2004년 3월로 198쌍에 불과했다. 평균적으로는 월별로 약 600쌍 정도가 구성되었다. 서울의 경우도 마찬가지로 가장 많은 경우가 389쌍, 가장 적은 경우가 56쌍으로 나타났다. 평균적으로는 200쌍 정도가 관측되었다. 이는 수도권의 경우 평균적으로 시세조사단위 총수의 5.61%가 서울의 경우는 5.15%정도가 매월 관측되고 있다고 말할 수 있다.

VII. 분석모형 및 분석결과

1. 추정모형

전형적인 반복매매모형의 추정식은 반복거래쌍의 처음 거래시점 f 와 다음 거래시점 s 을 표현하는 더미변수 D_t 를 도입하여 설정된다. 다만 이 경우 시간더미는 처음거래 시점인 경우 -1, 다음 거래시점인 경우 +1, 처음 거래시점도 다음 거래시점도 아닌 경우에는 0의 값을 갖게 된다. 이러한 관계를 기준시점 0을 포함하여 총 시점이 $T+1$ 인 경우 식으로 표현하면 다음의 식 (14)와 같다. 가격지수는 위에서 추정된 계수값을 이용하여 ($e^{\delta_t} \times 100$)로 계산된다.

$$\ln \frac{P_s}{P_f} = \sum_{t=1}^T \delta_t D_t + \epsilon.$$

If $t = s$, then $D_t = +1$; if $t = f$,
then $D_t = -1$; otherwise $D_t = 0$. (14)

본고에서는 전체시장인 수도권에 대하여 서울시, 경기도, 인천시의 지역시장로 구분한 반복매매지수를 산정하였으며, 서울시에 대하여 강남4개구, 그 외 강남, 강북의 3개 권역의 구분과 25평미만, 25~39평, 40평이상의 3개 평형대 구분을 통한 허부시장 구분에 따른 모형의 통계적 정확도를 분석한다.

2. 추정결과

앞에서 설정된 수도권 전체와 지역시장에 대한 매매와 전세 실거래가의 반복매매지수 추정결과

는 각각 <부록표 1>와 <부록표 2>에 제시되어 있다. 반복매매모형에서 R^2 는 큰 의미를 지니지 못한다. 이는 기본적으로는 가격의 변동률을 종속 변수로 사용하기 때문이다. 예를 들어 가격변동 자체가 거의 없는 경우 R^2 는 0에 가까울 것이며, 가격이 급격히 변동한다면, 높은 R^2 를 산출하게 된다.³⁾ 따라서 반복매매모형의 설명력은 단지 추정계수의 표준오차를 통해서 판단할 수 있다.

매매 실거래가의 경우 수도권 전체의 표준오차는 시점별로 상당한 편차를 보이고 있다. 관측시작 다음시점인 2004년 3월의 추정계수가 가장 낮은 표준오차(0.0029)를 보여주며, 최근의 2007년 2월의 추정계수가 가장 높은 표준오차(0.0080)를 보여준다. 전반적으로는 최근에 가까이 올수록 표준오차가 증가하는 경향성을 보여준다. 이는 실거래가 관측빈도가 낮아지는 이유도 있겠으나 반복매매모형의 특성상 반복거래쌍이 다시 관측되기 위해서는 얼마간의 시간이 필요하기 때문이다. 이러한 경향성은 다른 허부시장별 모형에도 동일하게 발생하고 있다.

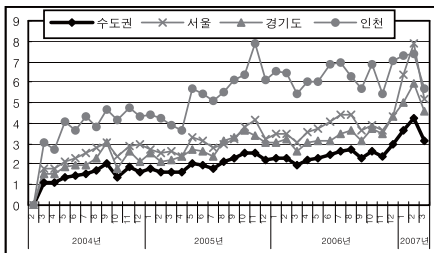
전세 실거래가 반복매매모형의 경우도 수도권 전체의 표준오차가 시점별로 상당한 편차를 보이거나 상대적으로 매매가에 비해 3/4 정도로 표준오차가 작은 양상을 보여주며, 최근 시점으로 올수록 표준오차가 커지는 양상은 동일하다.

이렇게 나타나는 표준오차를 지수로 산정할 때 95% 신뢰구간으로 변환하여 계산해보면 수도권 지역의 경우 다음의 <그림 9> 및 <그림 10>과 같다. 매매가의 경우 95% 신뢰구간의 상한과 하한의 폭이 평균적으로 2 정도의 편차를 보이며, 서울시의 경우는 약 3 정도의 편차를 보인다. 그러

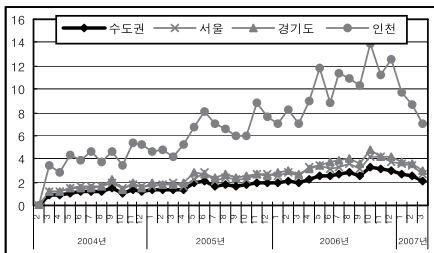
3) 동일한 이유에서 0과의 차이가 있는 지를 통계적으로 검증하기 위한 추정계수의 t값 역시 반복매매모형 추정치의 정확도를 판단하기 위한 지표가 될 수 없다.

나 2007년 들어서는 각각 4와 8 정도까지 상승한 시점도 있음을 보여준다. 전세가의 경우는 매매가에 비해 약간 신뢰구간의 폭이 줄어든 양상을 보여주나 인천의 경우는 더 불안한 것으로 나타난다. 변동양상은 매매가의 경우와 유사하다.

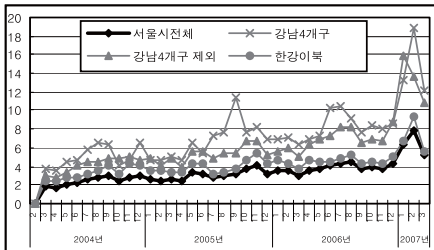
<그림 9> 수도권 지역별 매매가지수 95%신뢰구간 지수폭



<그림 10> 수도권 지역별 전세가지수 95%신뢰구간 지수폭

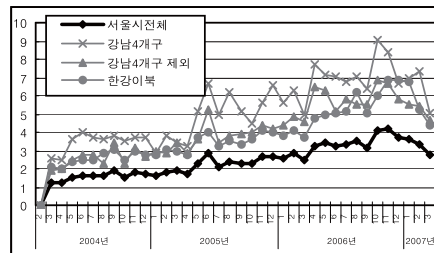


<그림 11> 서울시 권역별 매매가지수 95%신뢰구간 지수폭

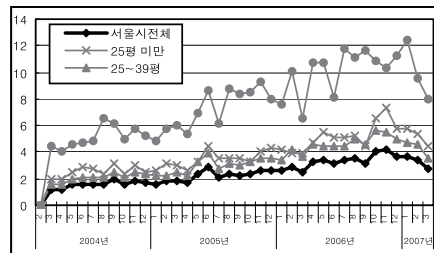


서울시 내 하부시장의 경우는 권역마다 차이가 있으나 매매가의 경우 95% 신뢰구간의 폭이 평균적으로 4 이상의 수준을 나타내고 있으며<그림 11>, 2007년 들어서는 10 이상으로 상승한 시점도 있다. 이는 평형대별로 나누었을 때 좀 더 심각해지며, 40평 이상의 대형평형의 경우는 평균적으로 8 이상의 95% 신뢰구간의 폭을 보여주며, 2007년 들어서는 지수의 안정성이 급격히 떨어지는 것을 볼 수 있다<그림 12>. 전세가의 경우 변동양상은 비슷하나, 전반적인 신뢰구간의 지수폭이 좁은, 즉 상대적으로 안정적인 지수가 산출됨을 알 수 있다. <그림 13>, <그림 14>

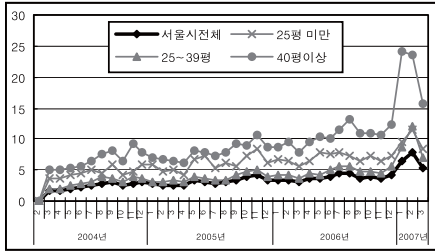
<그림 12> 서울시 권역별 전세가지수 95%신뢰구간 지수폭



<그림 13> 서울시 평형대별 매매가지수 95%신뢰구간 지수폭



〈그림 14〉 서울시 평형대별 전세가지수 95% 신뢰구간 지수폭



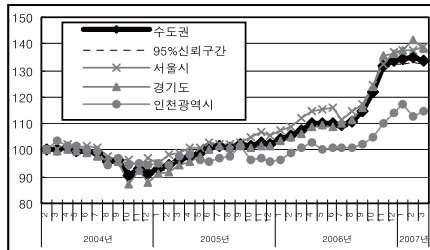
이렇게 하부시장의 구분에 따라 신뢰도가 감소하는 점을 감안해서 본문에서는 수도권에 대하여 지역별로 산정된 지수만을 제시하였다. 차후 건설교통부에서 제공되는 실거래가의 경우 충분한 관측치가 보장된다면 하부시장의 세분화도 가능할 것으로 판단된다. 그 결과는 매매가와 전세가에 대한 각각 <그림 15>과 <그림 16>에 제시되어 있다. 매매가의 경우 관측기간인 2004년 2월부터 2007년 3월까지 수도권 전체에서 35% 정도의 가격 상승이 발생한 것으로 나타난다. 전체적인 변동양상을 보면 8.31대책 무렵 이후 입법화 시기인 2004년 이후 안정되던 아파트 매매가가 2004년 12월 9월까지 10% 정도 하락한 것으로 나타난다. 이후 2005년에는 2004년 상반기 수준으로 회복되었다. 이후 안정세를 유지하다가 2006년 1월 상승세를 시작하여 잠깐 안정세를 유지하다가 하반기 110선에서 130선 이상으로 단기간 급격한 상승세를 보여주었다. 이후 2006년 11.15 대책, 연이어 발표된 1.11대책의 영향으로 안정세를 유지하고 있다.

전세가는 수도권 전체의 경우 2004년 하반기 매매가와 같이 급격한 하락세를 보이다가 이후 정부의 부동산대책의 영향에 무관하게 꾸준히 상

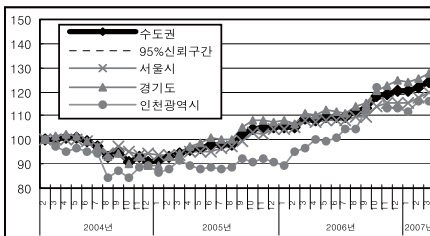
승하고 있는 것으로 나타난다. 분석기간 동안의 상승률은 25%에 약간 미달하는 수준으로 나타난다.

수도권 내 지역별 매매가 지수는 서울시와 경기도의 경우 단기간의 변동양상은 약간의 차이를 보이나 전반적으로 상승폭은 유사하게 나타난다. 인천의 경우는 분석기간 동안의 상승률이 15% 수준으로 40% 수준의 서울과 경기도에 비해 낮은 양상을 보여준다. 전세가의 경우도 서울시와 경기도는 엇비슷한 상승률과 변동양상을 보여주는데 반해, 인천시의 경우는 2005년 안정기를 거쳐 2006년에 상승세가 시작되는 양상을 보여주고 있으나, 2007년 서울과 경기도의 전세가 상승률에 근접하고 있다.

〈그림 15〉 수도권 지역별 매매 실거래가 반복매매지수



〈그림 16〉 수도권 지역별 전세 실거래가 반복매매지수



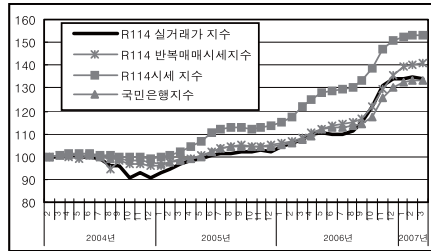
V. 지수간 특성 비교

1. 지수간 비교

산출된 실거래가지수(이하 R114 실거래가지수)의 특성을 알아보기 위하여 현재 공표되고 있는 몇 가지 지수와 비교하여 보았다. 비교 대상으로는 종합주가지수 방식을 사용하고 있는 부동산 114 시세지수(이하 R114 시세지수), 조사단위별로 개별지수를 산정하여 이를 시장 단위별로 가중평균한 국민은행 시세지수(이하 국민은행지수)를 선택하였다. 추가적으로 부동산114 시세를 이용한 반복매매지수(이하 R114 반복매매시세지수)도 산정하여 비교하였다.

매매가의 경우 각 지수별로 전체적인 가격변동의 양상은 비슷하다<그림 17>. 다만 종합주가지수 방식인 R114 시세지수의 경우 결과적으로 형성된 분석 기간 동안의 가격상승률이 53% 정도 이나 R114 실거래가지수는 34%로 상당한 지수의 격차가 누적되어 있는 것을 볼 수 있다. 반면에 개념적으로 반복매매지수에 가까운 국민은행지수의 경우 장기적인 추세는 유사하나 단기적인 가격변동 양상은 실거래지수와 적지 않은 차이를 보여준다. R114 반복매매시세지수의 경우는 국민은행지수와 유사한 패턴을 보이나 누적된 지수의 차이는 2007년 3월을 기준으로 10포인트 가까이 형성된 것을 볼 수 있다. 이는 국민은행 지수의 경우 조사대상의 조정에 보수적인 반면, 부동산 114 시세를 이용한 반복매매지수(시세지수)의 경우는 재고량 변동을 즉각적으로 반영했기 때문으로 판단된다.

<그림 17> 수도권전체 매매가 각 지수별 비교

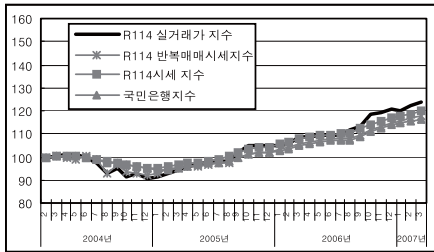


이와 같은 변동의 누적된 폭이 아닌 단기적인 변동양상을 살펴보면 시세지수들에 비해 실거래가지수는 하락기에는 하락폭이 상승기에는 상승폭이 더 크게 나타나고 있다<그림 18>. 예를 들어 2004년 하반기의 경우 R114 실거래가지수는 2004년 6월 100에서 10월 90으로 4개월간 10% 가까이 하락한 후 상승세로 반전된다. 반면 국민은행지수의 경우는 동일한 시작시점 100에서 다음해인 2005년 1월 97의 수준으로 하락폭이 3% 정도에 불과하고 완만하게 하락하는 양상을 보여 준다. 또한 상승기인 2006년 하반기에는 7월 R114 실거래가지수는 110에서 2006년 12월 134로 22%의 급격히 상승하는 양상을 보이는 반면, 국민은행지수는 2006년 9월 114 포인트에서 급격한 상승세로 전환하여 2007년 1월 132포인트에서 상향 안정세로 전환하는 상대적으로 완만하고 늦는 변동양상을 보여준다. 특히나 다른 시세지수가 상향안정세로 유지되던 2007년 3월의 경우 R114 실거래가지수는 하향세로 접어드는 추세를 먼저 보여준다.

전세가의 경우는 각 지수별 분석기간 동안의 총 상승률에 큰 차이가 발생하고 있지 않다. 이는 매매가에 비해 전세가의 경우 고가 아파트의 전세가 상승이 크지 않았기 때문으로 이해된다. 특이한 점은 국민은행지수나 R114 시세지수에 비해

실거래가지수가 2004년도 하락기 크게 하락했으나 이후 더 급격히 상승하여 2007년 3월까지의 상승폭이 더 크다는 점이다. 시간적으로 명확한 R114 실거래가지수의 선행성을 관측할 수는 없으나, 시세지수들의 경우 꾸준한 상승세를 보이고 있는데 반해 R114 실거래가지수의 경우는 중간 중간 안정기와 상승기가 반복되는 양상을 보여 준다.

〈그림 18〉 수도권전체 전세가 각 지수별 비교



2. 지수 간 선행성 검토

각 지수의 산정방식에 있어 부동산114 시세의

경우 주간 단위로 조사되고 있고, 월별지수(R114 시세지수)의 경우는 각월의 마지막 주 조사자료를 이용하여 지수화하고 있다. 반면에 국민은행의 월별지수는 15일을 조사의 기준시점으로 잡고 있으며, R114 실거래가지수의 경우는 각 월에 거래된 모든 사례를 취합해서 지수화함으로 시점에 있어서의 불일치 문제가 발생한다. R114 반복매매시세지수의 경우도 R114 실거래가지수와 마찬가지로 해당 월의 주별 시세를 평균하여 월별지수를 산정한다. 따라서 R114 시세지수의 경우는 반달의 후행된 가격이라고 볼 수 있다.

각 지수 간의 선행성을 통계적으로 검증하기 위해 그랜저인과관계 분석(Granger's Causality Test)을 실시하였다. 분석의 대상에서 R114 시세지수는 앞에서 언급한 바와 같이 원자료가 반달정도 후행하는 관계로 비교의 정당성을 유지하기 위해 제외하였다. 시차의 선정은 최소기간인 1개월을 선택하였다.4)

단위근 검정결과 수준변수에서 단위근이 존재하는 것으로 판정되었다. 따라서 각각의 변수가 안정성을 가지도록 하기 위해 1차 차분하여 단위

〈표 2〉 단위근 검정결과

LEVEL	매매 실거래가지수	매매 시세지수	매매 국민은행지수	전세 실거래가지수	전세 시세지수	전세 국민은행지수
ADF 통계량	-0.5451	-2.5929	-0.3586	-2.7269	-1.7124	-1.8174
1%	-4.2436	-4.2436	-4.2529	-4.2529	-4.2268	-4.2846
5%	-3.5443	-3.5443	-3.5485	-3.5485	-3.5366	-3.5629
10%	-3.2047	-3.2047	-3.2071	-3.2071	-3.2003	-3.2153
1st difference	매매 실거래가지수	매매 시세지수	매매 국민은행지수	전세 실거래가지수	전세 시세지수	전세 국민은행지수
ADF 통계량	-4.3307	-4.7785	-4.6337	-3.9826	-6.7861	-8.5349
1%	-4.2529	-4.2627	-4.2350	-4.2436	-4.2350	-4.2350
5%	-3.5485	-3.5530	-3.5403	-3.5443	-3.5403	-3.5403
10%	-3.2071	-3.2096	-3.2024	-3.2047	-3.2024	-3.2024

4) 시차를 2개월 및 3개월로 설정한 경우에도 유사한 분석결과가 도출된다.

〈표 3〉 전세가지수 간 Granger Causality Tests

영가설	관측치	F값	유의확률
반복매매시세지수 ≠) 국민은행지수	36	0.32126	0.57468
국민은행지수 ≠) 반복매매시세지수 **		10.235	0.00304
실거래가지수 ≠) 국민은행지수	36	1.16608	0.28804
국민은행지수 ≠) 실거래가지수 **		13.3746	0.00088
실거래가지수 ≠) 반복매매시세지수	36	3.18286	0.08361
반복매매시세지수 ≠) 실거래가지수		0.63556	0.43102

* 5% 유의도; ** 1% 유의도

〈표 4〉 매매가지수 간 Granger Causality Tests

영가설	관측치	F값	유의확률
반복매매시세지수 ≠) 국민은행지수	36	3.2397	0.0810
국민은행지수 ≠) 반복매매시세지수 **		9.2378	0.0046
실거래가지수 ≠) 국민은행지수 **	36	18.7582	0.0001
국민은행지수 ≠) 실거래가지수		0.0463	0.8309
실거래가지수 ≠) 반복매매시세지수 **	36	8.2952	0.0069
반복매매시세지수 ≠) 실거래가지수		0.4222	0.5203

* 5% 유의도; ** 1% 유의도

근이 제거된 안정적인 시계열을 구성하였다.

분석결과는 매매가의 경우 R114 실거래가지수가 R114 반복매매시세지수에 선행하고 R114 반복매매시세지수는 국민은행 시세지수에 선행함을 보여준다<표 4>. 그러나 전세가의 경우는 국민은행지수가 R114 실거래가지수에 선행하고, R114 실거래가지수가 R114 반복매매 시세지수에 선행함을 보여준다<표 3>.

그랜저 인과관계분석이 선행성에 대한 모든 측면을 보여주는 것은 아니다. 현실적으로 그

보다 중요한 것은 전환의 시점에서 어떤 지수가 민감하게 반응하는가 하는 점이다. 앞에서 지수 그래프를 통해 살펴 본 바로는 실거래가지수가 지수변동의 전환 시점에 빠르게 반응하고 있다는 것을 알 수 있다.

VI. 결론

본 논문의 개념적인 논의의 기본적인 질문은 가격지수에 요구되는 주택의 질적인 통제의 범위가 어디까지 요구되어야 하는가이다. 좀 더 세부적으로 입지적인 특성변화에 따른 가격변동분을 가격지수의 변동에서 제외시켜야 하는가 하는 것이다. 도시의 성장은 필연적으로 도시구조적인 변화를 동반한다. 따라서 이러한 도시 구조의 변화요인을 모두 통제한다면 장기적인 자료의 지수화는 도시성장의 과정에서 도시간선시설의 확대를 통해 자본화된 주택가치변동을 과소평가하게 된다. 좀 더 많은 논의가 있어야 할 것이나 개념적으로 이러한 입지특성의 변화에 따른 가격변동

분은 가격지수에 포함시키는 것이 합리적인 선택이라고 판단된다.

헤도닉합수를 이용한 이론적인 모형의 분석결과는 반복매매지수모형은 입지특성의 변화에 따른 가격변동분을 포함하는 지수를 산출하는 반면 시변계수 헤도닉지수모형은 입지특성의 변화에 따른 가격변동분이 누락된 지수를 산출함을 보여준다. 따라서 장기적인 도시성장과정에서 요구되는 가격지수는 주택의 구조적 특성에 대한 통제가 적절히 이루어진다면 반복매매지수모형이 더 적합한 선택이 될 수 있다.

이러한 반복매매지수의 이론적인 장점에 기반하여 부동산114의 실거래가 자료를 이용한 여러 하부시장 구분의 위계에 따른 반복매매지수를 산출하였다. 분석결과는 주어진 자료의 한계로 인해 수도권 지역별 하부시장 이하의 구분은 통계적인 정확도가 급격히 떨어짐을 보여준다.

또한 산출된 실거래가 반복매매지수를 시장에서 이용되고 있는 지수들(국민은행지수, R114 시세지수, R114 반복매매시세지수)과 비교하였다. 매매가의 경우 각 지수의 전반적인 가격변동의 추세는 비슷하다. 다만 종합주가지수 방식인 R114 시세지수의 경우 다른 지수와 비교할 때 상당한 지수 수준의 격차가 누적되어 있는 것을 볼 수 있다. 반면에 개념적으로 반복매매지수에 가까운 국민은행지수의 경우 장기적인 추세는 유사하나 단기적인 가격변동 양상은 실거래 반복매매지수와 적지 않은 차이를 보여준다.

각 지수 간의 그랜저 인과관계분석을 통한 선행성 검토는 매매가격의 경우 R114 실거래지수가 다른 지수에 선행하는 것으로 나타났으며, 다른 지수에 비해 실거래지수가 지수변동의 전환 시점에 빠르게 그리고 크게 반응하고 있음을 보

여준다. 이러한 특성은 기존의 시세지수에 비해 반복매매지수모형을 이용한 실거래지수가 시장의 변화를 민감하게 반영할 수 있는 차별화된 지수로서 기능할 수 있음을 말해준다.

향후 건설교통부의 실거래가 자료가 공개되면 이전에 시도하지 못했던 주택시장에 대한 다양한 분석을 가능하게 할 것이며, 실거래지수의 개발도 그의 일부분이 될 것이다. 앞으로 실거래가 자료를 이용한 다양한 연구를 통해 국내 아파트 시장에 대한 이해의 깊이가 깊어질 수 있을 것이라고 생각한다. 마지막으로 본 논문은 지금 축적되고 있는 건설교통부의 실거래가 자료를 사용하지는 않았으나 유사한 특성을 지닌 부동산114의 아파트 실거래가 자료를 활용하여 건설교통부 실거래가 자료를 활용할 때 도출될 수 있는 효과를 진단하는 기초적인 분석의 의미를 지니고 있음을 밝혀둔다.

접 수 일 : 2007년 8월 8일
심사완료일 : 2007년 8월 25일

참고문헌

1. 건설교통부, 「부동산종합정보망 구축방안 연구」, 2006
2. 이창무 · 김동근 · 안건혁, “아파트 월세지수 산정에 관한 연구”, 「국토계획」 38권 6호, 대한국토도시계획학회, 2003, pp.103-116
3. 이창무 · 김병욱 · 이현, “반복매매모형을 활용한 아파트 매매가격지수”, 「부동산학연구」 제8집 제2호, 한국부동산분석학회, 2002, pp. 1-19
4. 이창무 · 김진유 · 이상영, “공동주택 실거래가 지수 산정에 관한 연구 - 서울시 아파트시장을 중심으로”, 「국토계획」 40권 4호, 대한국토도시계획학회, 2005, pp.121-134
5. Bailey, M. J., R. F. Muth, and H.O. Nourse, “A Regression Method for Real Estate Price Index Construction”, *American Statistical Association Journal*, Vol. 58, 1963, pp. 933-942.
6. Case, B., H.O. Pollaskowski, and S.M. Wachter, “On Choosing among House Price Index Methodologies”, *Real Estate Economics*, Vol. 19, 1991, pp. 286-307
7. Case, Karl E. and Robert J. Schiller, “Prices of Single Family Homes since 1970: New Indexes for Four Cities”, *New England Economic Review*, (1987 Septempber/October), pp.45-56
8. Clapp, John M. and Carmelo Giaccotto, “Estimating Price Indices for Residential Property: A Comparison of Repeat Sales and Assessed Value Methods”, *Journal of the American Statistical Association* Vol. 87, 1992, pp. 300-306.
9. Knight, J. R., Jonathan Dombrow, and C. F. Sirmans, “A Varying Parameters Approach to Constructing House Price Indexes”, *Real Estate Economics* Vol.23 No.2, 1995, pp. 187-205.
10. Lancaster, K. J., “A New Approach to Consumer Theory”, *Journal of Political Economy* Vol. 74, 1966, pp.: 132-157
11. Lee, Chang-Moo and Peter Linneman, “Dynamics of the Greenbelt Amenity Effects on the Land Market - The Case of Seoul's Greenbelt”, *Real Estate Economics* Vol. 26 No. 1, 1998, pp. 105-127
12. Rosen, S., “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition”, *Journal of Political Economy*, Vol. 82, 1974, pp. 34-55

(부록표 1) 지역별 매매가 반복매매지수모형 추정결과

년 월	수도권		서울		경기도		인천	
	추정계수 (표준오차)		추정계수 (표준오차)		추정계수 (표준오차)		추정계수 (표준오차)	
2004.03	0.0016	(0.0029)	0.0043	(0.0045)	-0.0011	(0.0039)	0.0347	(0.0074)
2004.04	0.0086	(0.0028)	0.0228	(0.0044)	0.0009	(0.0039)	0.0160	(0.0068)
2004.05	-0.0013	(0.0035)	0.0106	(0.0053)	-0.0031	(0.0049)	0.0134	(0.0103)
2004.06	-0.0010	(0.0036)	0.0142	(0.0057)	-0.0084	(0.0050)	-0.0026	(0.0093)
2004.07	-0.0106	(0.0039)	0.0124	(0.0064)	-0.0243	(0.0052)	-0.0009	(0.0110)
2004.08	-0.0407	(0.0044)	-0.0232	(0.0072)	-0.0466	(0.0060)	-0.0608	(0.0103)
2004.09	-0.0404	(0.0055)	-0.0368	(0.0081)	-0.0446	(0.0082)	-0.0312	(0.0124)
2004.10	-0.0997	(0.0039)	-0.0370	(0.0064)	-0.1333	(0.0053)	-0.0554	(0.0111)
2004.11	-0.0694	(0.0051)	-0.0614	(0.0078)	-0.0771	(0.0072)	-0.0517	(0.0128)
2004.12	-0.0951	(0.0046)	-0.0334	(0.0079)	-0.1300	(0.0061)	-0.0544	(0.0116)
2005.01	-0.0726	(0.0049)	-0.0490	(0.0072)	-0.0952	(0.0072)	-0.0495	(0.0119)
2005.02	-0.0600	(0.0043)	-0.0196	(0.0065)	-0.0824	(0.0059)	-0.0547	(0.0113)
2005.03	-0.0363	(0.0043)	-0.0101	(0.0068)	-0.0551	(0.0060)	-0.0230	(0.0101)
2005.04	-0.0206	(0.0042)	0.0082	(0.0061)	-0.0458	(0.0063)	-0.0183	(0.0096)
2005.05	-0.0131	(0.0053)	0.0106	(0.0083)	-0.0227	(0.0071)	-0.0344	(0.0150)
2005.06	0.0080	(0.0050)	0.0309	(0.0079)	0.0006	(0.0066)	-0.0408	(0.0145)
2005.07	0.0157	(0.0045)	0.0252	(0.0069)	0.0159	(0.0061)	-0.0293	(0.0133)
2005.08	0.0099	(0.0053)	0.0236	(0.0074)	0.0076	(0.0079)	-0.0212	(0.0144)
2005.09	0.0216	(0.0057)	0.0271	(0.0081)	0.0193	(0.0083)	0.0127	(0.0154)
2005.10	0.0179	(0.0064)	0.0502	(0.0092)	0.0087	(0.0091)	-0.0381	(0.0168)
2005.11	0.0280	(0.0064)	0.0675	(0.0100)	0.0166	(0.0084)	-0.0312	(0.0208)
2005.12	0.0212	(0.0055)	0.0511	(0.0079)	0.0130	(0.0078)	-0.0423	(0.0164)
2006.01	0.0414	(0.0056)	0.0714	(0.0083)	0.0366	(0.0076)	-0.0358	(0.0174)
2006.02	0.0566	(0.0056)	0.0839	(0.0082)	0.0492	(0.0078)	-0.0126	(0.0167)
2006.03	0.0735	(0.0046)	0.1138	(0.0069)	0.0613	(0.0063)	0.0062	(0.0137)
2006.04	0.0958	(0.0052)	0.1374	(0.0079)	0.0859	(0.0071)	0.0257	(0.0149)
2006.05	0.0965	(0.0054)	0.1413	(0.0083)	0.0931	(0.0072)	0.0004	(0.0154)
2006.06	0.0960	(0.0056)	0.1488	(0.0089)	0.0826	(0.0075)	0.0111	(0.0174)
2006.07	0.0931	(0.0061)	0.1099	(0.0100)	0.0969	(0.0081)	0.0092	(0.0177)
2006.08	0.1036	(0.0062)	0.1342	(0.0098)	0.1072	(0.0085)	0.0068	(0.0158)
2006.09	0.1375	(0.0051)	0.1596	(0.0080)	0.1472	(0.0069)	0.0219	(0.0141)
2006.10	0.2001	(0.0055)	0.2212	(0.0079)	0.2127	(0.0077)	0.0485	(0.0168)
2006.11	0.2728	(0.0047)	0.2826	(0.0070)	0.3058	(0.0065)	0.0990	(0.0126)
2006.12	0.2922	(0.0056)	0.3165	(0.0080)	0.3107	(0.0081)	0.1317	(0.0157)
2007.01	0.2942	(0.0069)	0.3188	(0.0118)	0.3190	(0.0094)	0.1606	(0.0158)
2007.02	0.3013	(0.0080)	0.3206	(0.0146)	0.3471	(0.0107)	0.1181	(0.0167)
2007.03	0.2920	(0.0060)	0.3277	(0.0096)	0.3243	(0.0085)	0.1372	(0.0127)
R ²	0.4988		0.5571		0.5540		0.2574	
N	20794		7101		11311		2382	

〈부록표 2〉 지역별 전세 반복매매지수모형 추정결과

년 월	수도권		서울		경기도		인천	
	추정계수 (표준오차)		추정계수 (표준오차)		추정계수 (표준오차)		추정계수 (표준오차)	
2004.03	0.0045 (0.0022)		0.0026 (0.0032)		0.0134 (0.0029)		-0.0279 (0.0091)	
2004.04	0.0086 (0.0022)		0.0036 (0.0031)		0.0201 (0.0030)		-0.0488 (0.0078)	
2004.05	0.0077 (0.0028)		0.0048 (0.0039)		0.0187 (0.0038)		-0.0356 (0.0116)	
2004.06	-0.0073 (0.0029)		-0.0056 (0.0042)		-0.0018 (0.0040)		-0.0476 (0.0104)	
2004.07	-0.0306 (0.0030)		-0.0304 (0.0042)		-0.0258 (0.0040)		-0.0573 (0.0126)	
2004.08	-0.0743 (0.0032)		-0.0592 (0.0043)		-0.0699 (0.0045)		-0.1742 (0.0112)	
2004.09	-0.0514 (0.0040)		-0.0284 (0.0051)		-0.0560 (0.0060)		-0.1358 (0.0134)	
2004.10	-0.0936 (0.0029)		-0.0478 (0.0041)		-0.1036 (0.0039)		-0.1725 (0.0103)	
2004.11	-0.0735 (0.0039)		-0.0634 (0.0050)		-0.0737 (0.0055)		-0.1172 (0.0153)	
2004.12	-0.0975 (0.0033)		-0.0554 (0.0046)		-0.1157 (0.0045)		-0.1141 (0.0150)	
2005.01	-0.0904 (0.0036)		-0.0686 (0.0044)		-0.1090 (0.0054)		-0.1437 (0.0137)	
2005.02	-0.0755 (0.0036)		-0.0644 (0.0049)		-0.0727 (0.0050)		-0.1317 (0.0137)	
2005.03	-0.0604 (0.0036)		-0.0649 (0.0051)		-0.0560 (0.0049)		-0.0887 (0.0116)	
2005.04	-0.0445 (0.0036)		-0.0534 (0.0045)		-0.0275 (0.0051)		-0.1101 (0.0147)	
2005.05	-0.0370 (0.0050)		-0.0492 (0.0061)		-0.0145 (0.0074)		-0.1256 (0.0196)	
2005.06	-0.0212 (0.0054)		-0.0505 (0.0078)		0.0079 (0.0070)		-0.1169 (0.0232)	
2005.07	-0.0195 (0.0043)		-0.0337 (0.0056)		0.0052 (0.0059)		-0.1312 (0.0204)	
2005.08	-0.0191 (0.0048)		-0.0259 (0.0062)		0.0028 (0.0068)		-0.1212 (0.0187)	
2005.09	0.0218 (0.0042)		-0.0031 (0.0058)		0.0520 (0.0058)		-0.0801 (0.0164)	
2005.10	0.0472 (0.0043)		0.0311 (0.0057)		0.0801 (0.0061)		-0.0928 (0.0167)	
2005.11	0.0480 (0.0049)		0.0269 (0.0066)		0.0759 (0.0065)		-0.0771 (0.0242)	
2005.12	0.0501 (0.0047)		0.0445 (0.0065)		0.0711 (0.0061)		-0.1001 (0.0217)	
2006.01	0.0511 (0.0048)		0.0449 (0.0063)		0.0771 (0.0067)		-0.1094 (0.0199)	
2006.02	0.0517 (0.0051)		0.0515 (0.0069)		0.0679 (0.0070)		-0.0526 (0.0220)	
2006.03	0.0821 (0.0045)		0.0769 (0.0059)		0.1014 (0.0063)		-0.0344 (0.0184)	
2006.04	0.0813 (0.0054)		0.0722 (0.0078)		0.0980 (0.0071)		-0.0001 (0.0230)	
2006.05	0.0926 (0.0060)		0.0769 (0.0081)		0.1156 (0.0080)		-0.0087 (0.0302)	
2006.06	0.0894 (0.0059)		0.0781 (0.0076)		0.1126 (0.0084)		0.0076 (0.0225)	
2006.07	0.0888 (0.0062)		0.0770 (0.0079)		0.1050 (0.0088)		0.0439 (0.0276)	
2006.08	0.1090 (0.0065)		0.0931 (0.0083)		0.1298 (0.0091)		0.0425 (0.0267)	
2006.09	0.1217 (0.0057)		0.0936 (0.0074)		0.1418 (0.0079)		0.1183 (0.0234)	
2006.10	0.1697 (0.0072)		0.1329 (0.0092)		0.1862 (0.0101)		0.1969 (0.0292)	
2006.11	0.1752 (0.0066)		0.1425 (0.0093)		0.2015 (0.0089)		0.1249 (0.0251)	
2006.12	0.1857 (0.0062)		0.1436 (0.0082)		0.2208 (0.0085)		0.1270 (0.0283)	
2007.01	0.1845 (0.0057)		0.1405 (0.0081)		0.2156 (0.0076)		0.1131 (0.0222)	
2007.02	0.1986 (0.0053)		0.1625 (0.0073)		0.2252 (0.0072)		0.1508 (0.0189)	
2007.03	0.2127 (0.0043)		0.1802 (0.0058)		0.2455 (0.0059)		0.1474 (0.0154)	
R ²	0.4772		0.4942		0.5258		0.4617	
N	18871		6595		10538		1738	